

УДК 621.396

МНОГОКАНАЛЬНОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ И ОЦЕНИВАНИЕ ЧИСЛА ИСТОЧНИКОВ РАДИОИЗЛУЧЕНИЯ В УСЛОВИЯХ АПРИОРНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

Г. А. Тарасов, ведущий научный сотрудник ФГНУ ГНТЦ "Наука", к. т. н.; tarasov_ga@mail.ru

А. Ю. Незванов, ведущий научный сотрудник ФГНУ ГНТЦ "Наука", к. т. н.

И. В. Кабаков, ведущий научный сотрудник ФГНУ ГНТЦ "Наука", к. т. н.

Ключевые слова: многоканальное обнаружение, оценка числа источников радиоизлучения, априорная неопределенность параметров шумов, гауссовская аппроксимация многомерного закона распределения.

Одна из актуальных задач теории пространственно-временной обработки сигналов — обнаружение и оценивание числа источников радиоизлучений (ИРИ), принимаемых антенной решеткой (АР). Решению этой проблемы посвящен ряд публикаций [3—6, 10—16]. Основным недостатком предлагаемых в них подходов состоит в том, что мощности шумов в различных каналах приема предполагаются одинаковыми и априорно известными. На практике подобное допущение, как правило, не выполняется. Зачастую, мощности шумов в каналах приема не просто неизвестны, но и различны. Более того, во многих приложениях они изменяются во времени. В связи с этим актуальна задача обнаружения и оценивания числа ИРИ на коротких выборках данных в условиях априорной неопределенности мощностей шумов в каналах приема.

Обнаружение и оценивание числа ИРИ при априорно неизвестных и одинаковых мощностях шумов в каналах. Математически проблема обнаружения и оценивания числа ИРИ, воздействующих на АР, формулируется как задача разделения собственных векторов (СВ) выборочной корреляционной матрицы (ВКМ) на сигнальные и шумовые. Наиболее привлекательный подход к обнаружению и оцениванию числа ИРИ состоит в анализе упорядоченных в порядке убывания собственных значений (СЗ) ВКМ.

Впервые идея оценки числа ИРИ по упорядоченным СЗ ВКМ была предложена в [12]. При таком подходе обнаружение и оценивание числа ИРИ сводится к нахождению совместного закона распределения СЗ ВКМ и расчету пороговых значений

для шумовых СЗ. Идея разделения сигнального и шумового подпространств СВ и СЗ ВКМ по упорядоченным в порядке убывания СЗ ВКМ базируется на предположении о статистической устойчивости спектра шумовых СЗ ВКМ в зависимости от наличия или отсутствия ИРИ. При этом число ИРИ не должно превышать $(N - 1)$, где N — число антенных элементов (АЭ). Иначе говоря, предполагается, что можно исследовать статистические характеристики спектра шумовых СЗ в отсутствие ИРИ, а затем использовать полученную информацию для расчета порогов для шумовых составляющих СЗ ВКМ при наличии ИРИ.

В ходе исследования, выполненного методом имитационного моделирования с последующим сглаживанием экспериментальных зависимостей методом наименьших квадратов, было установлено, что в основу процедуры обнаружения и оценивания числа ИРИ может быть положена статистическая устойчивость среднего значения спектра шумовых СЗ ВКМ [7]. Проведенное исследование показало, что спектр шумовых СЗ ВКМ с высокой степенью точности может быть аппроксимирован экспоненциальной кривой

$$\hat{\lambda}_n = k_\lambda \exp\{-(n-1)\alpha_\lambda\}, \quad n=1, \dots, N, \quad (1)$$

$$\text{где} \quad \alpha_\lambda = \sqrt{\frac{12}{NL}} \quad (2)$$

— показатель экспоненты; k_λ — параметр; L — размер выборки; N — число АЭ; $\hat{\lambda}_n$ — среднее значение СЗ ВКМ. Как видно из (1), предложенная экспоненциальная аппроксимация является двухпараметрической, причем наиболее существенные особенности спектра шумовых СЗ ВКМ характеризуются показателем экспоненты α_λ , а коэффициент k_λ — масштабирующей

ший множитель. Полученное выражение (2) позволяет явным образом выразить показатель экспоненты α_λ через ключевые параметры, играющие решающую роль в рассматриваемой задаче — число каналов N (АЭ) и размер выборки данных L .

Экспонента (1) используется для экстраполяции средних значений шумовых СЗ ВКМ на область сигнальных СЗ ВКМ, что позволяет оценить среднюю мощность шума и одновременно выделить флюктуационные составляющие шумовых СЗ ВКМ:

$$\tilde{\lambda}_n = (\lambda_n - \hat{\lambda}_n), \tag{3}$$

где λ_n — значение СЗ ВКМ; $\hat{\lambda}_n$ — флюктуационная составляющая СЗ ВКМ. Как видно из (3), отсчеты экспоненты (1) используются как оценки для средних значений шумовых составляющих в сигнальных СЗ ВКМ и выступают в качестве «точки отсчета» для формирования векторного порога.

Для пояснения этой идеи рассмотрим случай воздействия m ИРИ на АР. В этом случае m первых СЗ ВКМ ($1 \leq n \leq m$) являются сигнальными, а $(N - m)$ последних — шумовыми ($m + 1 \leq n \leq N$). Шумовые СЗ полностью определяются реализацией аддитивных шумов, а сигнальные СЗ содержат как сигнальные, так и шумовые составляющие. Для разделения сигнальных и шумовых составляющих в m первых СЗ ВКМ ($1 \leq n \leq m$) предлагается использовать процедуру экстраполяции средних значений шумовых СЗ ВКМ на область сигнальных СЗ [7]. Процедура экстраполяции состоит в минимизации среднего квадрата ошибок аппроксимации шумовых СЗ ВКМ экспоненциальной кривой (1):

$$\text{Min}_{k_\lambda} \{ \sigma^2 \} = \text{Min}_{k_\lambda} \left\{ \sum_{n=m+1}^N [k_\lambda \exp(n-1)\alpha_\lambda - \lambda_n]^2 \right\}, \tag{4}$$

где σ^2 — дисперсия ошибок аппроксимации шумовых СЗ ВКМ экспоненциальной кривой. Минимизация целевой функции (4) осуществляется по параметру k_λ . Взяв производную от (4) по k_λ и приравняв ее к нулю, получаем

$$\frac{d\sigma^2}{dk_\lambda} = 2k_\lambda \sum_{n=m+1}^N \exp(-2(n-1)\alpha) - 2 \sum_{n=m+1}^N \lambda_n \exp(-(n-1)\alpha) = 0. \tag{5}$$

Из уравнения (5) видно, что искомое значение параметра k_λ , обеспечивающее минимизацию целевой функции (4), определяется выражением:

$$k_\lambda = \frac{\sum_{n=m+1}^N \lambda_n \exp(-(n-1)\alpha)}{\sum_{n=m+1}^N \exp(-2(n-1)\alpha)}. \tag{6}$$

Искомые оценки средних значений шумовых составляющих в первых m ($1 \leq n \leq m$) сигнальных СЗ ВКМ («точка отсчета» для векторного порога) находят путем подстановки найденного значения параметра k_λ в выражение (1), а оценка средней мощности шума получается путем усреднения всех N отсчетов аппроксимирующей экспоненты (1):

$$\hat{P}_ш \approx \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N k_\lambda \exp[-(n-1)\alpha_\lambda], \tag{7}$$

где $P_ш$ — средняя мощность шума.

Таким образом, суть предлагаемой процедуры математически описывается выражениями (1) — (7). В эти выражения входит априорно неизвестный искомый параметр m — число

ИРИ, воздействующих на АР. Поэтому в окончательном виде предложенный способ обнаружения и оценивания числа ИРИ с адаптивной оценкой мощности шума может быть сформулирован в виде итерационной процедуры, основанной на пошаговой проверке гипотезы о наличии ИРИ в полосе приема $0 \leq m \leq N - 1$.

Проверка начинается со значения $m = N - 1$ и заканчивается $m = M$. В качестве критерия для принятия решения о воздействии на АР $m = M$ ИРИ предлагается критерий одновременного пересечения порогов для всех $1 \leq n \leq m$ первых СЗ ВКМ. Если порог не превышен при $m = 1$, то принимается решение об отсутствии ИРИ.

Функциональная схема устройства, осуществляющего предложенный способ обнаружения и оценивания числа ИРИ с адаптивным оцениванием мощности шума, приведена на рис 1 (1 — ИРИ; 2 — N -элементная АР; 3 — вычислительное устройство, в котором определяется ВКМ, вычисляются и упорядочиваются в порядке убывания СЗ ВКМ; 4 — вычитающее устройство; 5 — устройство экстраполяции; 6 — устройство сравнения с порогоми; 7 — выход экстраполятора с измеренным значением средней мощности шумов в каналах; 8 — выход устройства обнаружения и оценивания числа ИРИ).

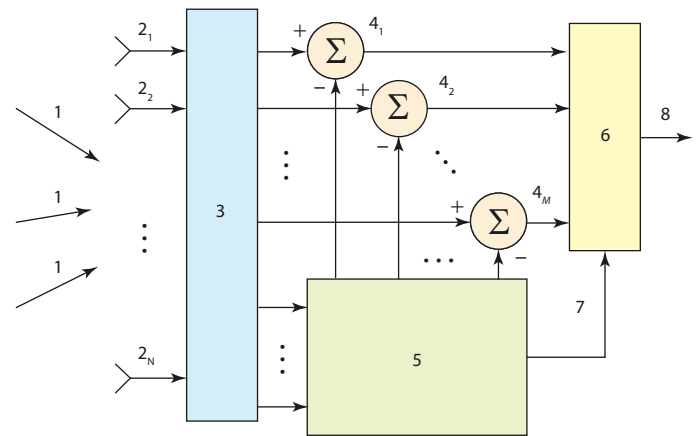


Рис. 1

Таким образом, предложенный способ обеспечивает обнаружение и оценку числа ИРИ, воздействующих на АР в условиях априорной неопределенности значений мощности шумов в каналах приема. Обнаружение, оценивание числа ИРИ и измерение мощности шума выполняются в виде единой процедуры, в том числе и при малом объеме выборки данных.

Обнаружение и оценивание числа ИРИ при априорно неизвестных и различных мощностях шумов в каналах. В более общем случае шумов в различных каналах приема могут быть не просто неизвестными, но и различными. Подобная постановка существенно усложняет задачу и требует выполнения процедуры выравнивания мощностей шумов в различных каналах. Проведенное исследование показало, что адаптивное выравнивание мощностей шумов в данном случае может быть осуществлено путем решения оптимизационной задачи максимизации минимального СЗ ВКМ при ограничениях в виде равенства на след ВКМ [8]:

$$\text{Max}_{w_1, \dots, w_N} \{ \lambda_N(q_1, q_2, \dots, q_N) \}; \tag{8}$$

$$\text{tr}R_{xx}(j) = q_1^2(j)r_{11}(1) + q_2^2(j)r_{22}(1) + \dots + q_N^2(j)r_{NN}(1) = \text{tr}R_{xx}(1), \tag{9}$$

где
$$tr\mathbf{R}_{xx}(1) = \sum_{n=1}^N r_{nn}(1) \quad (10)$$

— след ВКМ до начала процедуры выравнивания; $tr\mathbf{R}_{xx}(j)$ — след ВКМ на j -м шаге; λ_N — минимальное СЗ ВКМ; q_1, q_2, \dots, q_N — весовые коэффициенты, обеспечивающие выравнивание мощностей шумов в различных каналах; $r_{11}(1), r_{22}(1), \dots, r_{NN}(1)$ — начальные значения диагональных элементов ВКМ; j — номер шага итерационной процедуры выравнивания.

Для рассматриваемой задачи выражение для ВКМ на j -м шаге имеет следующий вид:

$$\mathbf{R}_{xx}(j) = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \mathbf{Q}(j) \bar{\mathbf{X}}(k) \bar{\mathbf{X}}^+(k) \mathbf{Q}(j), \quad (11)$$

где $\mathbf{R}_{xx}(j)$ — комплексная ВКМ на j -м шаге; $\bar{\mathbf{X}}(k) = [x_1(k), x_2(k), \dots, x_N(k)]^T$ — комплексный вектор сигналов с выходов АЭ; $x_n(k)$ — комплексный сигнал с выхода n -го АЭ; k — размер выборки; T — знак транспонирования; $+$ — знак эрмитова сопряжения;

$$\mathbf{Q}(j) = \begin{bmatrix} q_1(j) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & q_2(j) & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & q_N(j) \end{bmatrix} \quad (12)$$

— матрица выравнивающих коэффициентов на j -м шаге.

Выражение (9) можно преобразовать к виду:

$$q_m^2(j)r_{mm}(1) + \beta \sum_{n=1, n \neq m}^N q_n^2(j)r_{nn}(1) = tr\mathbf{R}_{xx}(1), \quad (13)$$

где

$$\beta = \frac{tr\mathbf{R}_{xx}(1) - q_m^2(j)r_{mm}(1)}{\sum_{n=1, n \neq m}^N q_n^2(j)r_{nn}(1)} \quad (14)$$

— параметр, обеспечивающий неизменность следа ВКМ при изменении весового коэффициента $q_m(j)$. Из (13) и (14) видно, что весовой коэффициент $q_m(j)$ может принимать значения в интервале

$$0 \leq q_m(j) \leq \sqrt{\frac{tr\mathbf{R}_{xx}(1)}{r_{mm}(1)}}. \quad (15)$$

Максимизация целевой функции (8) может быть выполнена методом покоординатного спуска путем поочередного

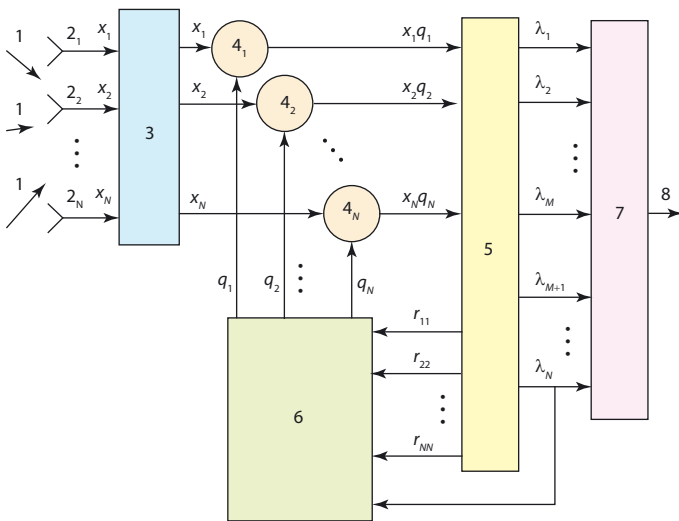


Рис. 2

поиска максимумов на интервале (15) по каждому из весовых коэффициентов $q_m(j)$ с одновременным изменением остальных весовых коэффициентов в соответствии с (13), (14). В качестве начальных значений весовых коэффициентов используют единичные значения $q_m(j) = 1$.

Функциональная схема устройства, реализующего предложенный способ обнаружения и оценка числа ИРИ с адаптивным выравниванием мощностей шумов в каналах представлена на рис. 2, где 1 — ИРИ; 2 — АР; 3 — запоминающее устройство; 4 — умножители; 5 — устройство вычисления ВКМ и СЗ ВКМ; 6 — устройство вычисления весовых коэффициентов; 7 — устройство обнаружения и оценивания числа ИРИ; 8 — выход устройства обнаружения и оценивания числа ИРИ.

Предложенный способ позволяет решать задачу обнаружения и оценивания числа ИРИ для наиболее общего случая — априорно неизвестных и различных мощностей шумов в каналах приема.

Гауссовская аппроксимация многомерного закона распределения шумовых СЗ ВКМ. Основная особенность расчета пороговых значений для предложенного способа состоит в том, что многомерный закон распределения флюктуационных составляющих $(\tilde{\lambda}_1, \tilde{\lambda}_2, \dots, \tilde{\lambda}_m)$ шумовых СЗ ВКМ зависит через параметр $k_x(1)$ от шумовых СЗ ВКМ $(\lambda_{m+1}, \dots, \lambda_N)$, что приводит к необходимости рассмотрения условных плотностей вероятностей:

$$W_{N-m}(\tilde{\lambda}_1, \tilde{\lambda}_2, \dots, \tilde{\lambda}_{N-m} | \lambda_{N-m+1}, \dots, \lambda_N). \quad (16)$$

Кроме того, с учетом итерационного характера предложенного способа, размерность многомерной условной плотности вероятности шумовых СЗ ВКМ зависит от номера шага. Общий вид многомерных плотностей вероятности для флюктуационных составляющих шумовых СЗ ВКМ на различных шагах итерационной процедуры приведен в табл. 1, из которой видно, что на первом шаге размерность плотности вероятности максимальна и равна $(N - 1)$. На каждом последующем шаге размерность плотности вероятности уменьшается на единицу и на последнем $(N - 1)$ -м шаге становится равной единице.

Таким образом, для разделения сигнального и шумового подпространств ВКМ предлагаемым способом необходимо найти последовательность многомерных условных плотностей вероятности флюктуаций шумовых СЗ ВКМ, представленных в табл. 1. Для случая, когда отсчеты сигналов являются независимыми случайными векторами с нормальным законом распределения, совместный закон распределения СЗ

Таблица 1.

Номер шага	Число ИРИ m	Многомерная условная плотность вероятности
1	$(N - 1)$	$W_{N-1}(\tilde{\lambda}_1, \tilde{\lambda}_2, \dots, \tilde{\lambda}_{N-1} \lambda_N)$
2	$(N - 2)$	$W_{N-2}(\tilde{\lambda}_1, \tilde{\lambda}_2, \dots, \tilde{\lambda}_{N-2} \lambda_{N-1}, \lambda_N)$
...
m	$(N - m)$	$W_{N-m}(\tilde{\lambda}_1, \tilde{\lambda}_2, \dots, \tilde{\lambda}_{N-m} \lambda_{N-m+1}, \dots, \lambda_N)$
...
$(N - 2)$	2	$W_2(\tilde{\lambda}_1, \tilde{\lambda}_2 \lambda_3, \dots, \lambda_N)$
$(N - 1)$	1	$W_1(\tilde{\lambda}_1 \lambda_2, \dots, \lambda_N)$

ВКМ на коротких выборках известен [1, 2]. Вместе с тем также известно [1, 2], что с ростом размера выборки проявляется эффект нормализации совместного закона распределения СЗ ВКМ, что является следствием центральной предельной теоремы теории вероятностей [1, 2]. Проведенное исследование показало, что для практических приложений правомерны следующие допущения:

- если размер выборки $L > 2N$ ($L > 30$ для матриц малой размерности), то законы распределения флюктуаций СЗ ВКМ являются гауссовыми;
- флюктуации СЗ ВКМ в общем случае являются взаимно коррелированными случайными процессами. Однако ввиду малости взаимных коэффициентов корреляции коррелированностью флюктуаций в прикладных задачах можно пренебречь.

С учетом этих допущений m -мерная плотность вероятности на $(N - n)$ шаге распадается на произведение одномерных [9]:

$$W_m(\tilde{\lambda}_1, \tilde{\lambda}_2, \dots, \tilde{\lambda}_m | \lambda_{m+1}, \dots, \lambda_N) = \prod_{n=1}^m \frac{1}{\sigma_{mn} \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(\tilde{\lambda}_{mn} - \langle \tilde{\lambda}_{mn} \rangle)^2}{2\sigma_{mn}^2}\right\}, \quad (17)$$

где W_m — m -мерная условная плотность вероятности; $\tilde{\lambda}_{mn} = (\lambda_n - \hat{\lambda}_{mn})$ — флюктуационная составляющая n -го шумового СЗ ВКМ; σ_{mn}^2 — дисперсия n -й флюктуационной составляющей; $\langle \tilde{\lambda}_{mn} \rangle = \langle \lambda_n \rangle - \hat{\lambda}_{mn}$ — систематическая ошибка оценивания среднего значения шумовой составляющей n -го СЗ ВКМ экспоненциальной кривой (1).

Как известно [9], исчерпывающими характеристиками нормального закона распределения являются математическое ожидание (МО) и дисперсия. Что касается (МО) флюктуаций

шумовых СЗ ВКМ, то они близки к нулю, поскольку экспоненциальная зависимость (1) достаточно точно описывает закон изменения средних значений шумовых СЗ ВКМ. Что касается дисперсий флюктуационных составляющих СЗ ВКМ, то для заданной размерности матрицы N зависимости дисперсий σ_{mn}^2 от размера выборки L имеют линейный вид при использовании логарифмических осей. При расчете пороговых значений удобнее оперировать среднеквадратическими отклонениями (СКО), определяемыми как корень квадратный из дисперсии. При фиксированном значении N зависимость СКО от L имеет следующий вид:

$$\sigma_{mn} = 10^{c_{mn}} L^{k_{mn}}, \quad (18)$$

где c_{mn}, k_{mn} — параметры, обеспечивающие сглаживание экспериментальных значений по критерию наименьших квадратов.

В качестве иллюстрации в табл. 2 и 3 приведены результаты имитационного моделирования для восьмиэлементной АР. Имитационное моделирование выполнялось при реализациях цифрового белого гауссова шума единичной мощности для комплексной ВКМ порядка $N = 8$ на выборках длиной 50, 100, 200, 500, 1000, 2000, 5000, 10 000 и 20 000 отсчетов. Выборочные значения СКО вычисляли путем усреднения по результатам 500 измерений. Экспериментальные зависимости СКО от L затем сглаживались с помощью функциональных зависимостей (18) по критерию наименьших квадратов. Полученные в результате сглаживания значения параметров c_{mn} и k_{mn} приведены в табл. 2.

Максимальные нормированные систематические ошибки аппроксимации спектра ВКМ экспоненциальной кривой (1) приведены в табл. 3. Описанная методика получения аналитических выражений для СКО (18) (табл. 2) и МО (табл. 3)

Таблица 2

n	k_{mn} c_{mn}	$m=7$ Шаг № 1	$m=6$ Шаг № 2	$m=5$ Шаг № 3	$m=4$ Шаг № 4	$m=3$ Шаг № 5	$m=2$ Шаг № 6	$m=1$ Шаг № 7
1	k_{m1} c_{m1}	-0,5916 0,3436	-0,5853 0,2742	-0,5830 0,2484	-0,5799 0,2308	-0,5756 0,1831	-0,5719 0,1467	-0,5682 0,1103
2	k_{m2} c_{m2}	-0,5638 0,2150	-0,5633 0,1524	-0,5617 0,1147	-0,5591 0,0817	-0,5555 0,0472	-0,5490 -0,0041	
3	k_{m3} c_{m3}	-0,5442 0,0990	-0,5443 0,0222	-0,5426 -0,0248	-0,5388 -0,0725	-0,5303 -0,1433		
4	k_{m4} c_{m4}	-0,5330 0,0251	-0,5303 -0,0695	-0,5274 -0,1322	-0,5177 -0,2191			
5	k_{m5} c_{m5}	-0,5055 -0,0968	-0,5061 -0,1955	-0,5001 -0,2924				
6	k_{m6} c_{m6}	-0,4819 -0,2147	-0,4822 -0,3387					
7	k_{m7} c_{m7}	-0,4495 -0,3757						

Таблица 3

m	Размер выборки L								
	50	100	200	500	1000	2000	5000	10000	20000
1	-0,1	0	0,05	0,1	0,05	0,15	0,2	0,2	0,2
2	-0,15	-0,05	0,0	0,05	0,0	0,1	0,15	0,15	0,2
3	-0,05	-0,05	-0,05	0,0	-0,1	0,05	0,1	0,1	0,15
4	0,15	0	-0,05	-0,05	-0,1	0	0,1	0,05	0,1
5	0,45	0,35	0,25	0,25	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1
6	0,75	0,55	0,45	0,4	0,3	0,3	0,3	0,25	0,35
7	0,95	0,75	0,55	0,5	0,5	0,4	0,35	0,45	0,45

может быть использована для любого требуемого числа каналов наблюдения N .

Как видно из табл. 3, систематическими ошибками оценивания $\langle \hat{\lambda}_{mn} \rangle$ средних значений шумовых составляющих СЗ ВКМ экспоненциальной кривой (1) можно пренебречь. Однако для гарантированного обеспечения заданной вероятности ложной тревоги целесообразно в выражение для порога ввести поправку в виде максимального значения нормированной систематической ошибки $\langle \hat{\lambda} \rangle / \sqrt{\hat{P}_{ш}}$, где $\langle \hat{\lambda} \rangle$ — максимальная ошибка по всем значениям m и L .

С учетом полученных результатов для СКО и МО гауссовских многомерных плотностей вероятности (17), выражение для векторного порога на $(N - m)$ -м шаге предлагаемого способа обнаружения и оценивания числа ИРИ может быть представлено в виде:

$$(\lambda_n - \hat{\lambda}_{mn}) > \sigma_{mn} \sqrt{\hat{P}_{ш}} \left(\frac{\langle \hat{\lambda} \rangle}{\sqrt{\hat{P}_{ш}}} + k(P_{лт}) \right), \quad 1 \leq n \leq m, \quad (19)$$

где σ_{mn} — СКО флюктуационной составляющей n -го шумового СЗ ВКМ (18); λ_{mn} — оценка МО n -го СЗ; $P_{ш}$ — оценка мощности шума (7); $\langle \hat{\lambda} \rangle / \sqrt{\hat{P}_{ш}}$ — максимальная нормированная систематическая ошибка аппроксимации; $k(P_{лт})$ — константа, зависящая от заданной вероятности ложной тревоги.

Критерием для принятия решения о воздействии на АР m ИРИ является превышение пороговых значений (19) для всех m первых СЗ ВКМ [7]. Если хотя бы для одного из m первых СЗ ВКМ порог не превышен, то происходит переход к следующему $((N - m) + 1)$ -му шагу итерационной процедуры. Если на $(N - 1)$ -м шаге порог не превышен для $m = 1$, то принимается решение об отсутствии ИРИ.

Выводы. 1. В основу процедуры обнаружения и оценивания числа ИРИ может быть положена статистическая устойчивость среднего значения спектра шумовых СЗ ВКМ. Проведенное исследование показало, что спектр шумовых СЗ ВКМ с высокой степенью точности может быть аппроксимирован экспоненциальной кривой.

2. Для случаев, когда размер выборки превышает значение $L > 2N$ (или $L > 30$ для матриц малой размерности), правомерна гауссовская аппроксимация многомерной функции распределения шумовых собственных значений выборочной корреляционной матрицы. Флюктуации шумовых СЗ ВКМ слабо коррелированы и многомерная условная функция распределения может быть представлена в виде произведения одномерных. Зависимость дисперсий и СКО флюктуаций шумовых СЗ ВКМ от размера выборки L для фиксированной размерности ВКМ N могут быть аппроксимированы степенными функциями, что позволяет получить аналитические выражения для инженерных расчетов пороговых значений многоканального обнаружителя.

3. Обнаружение, оценивание числа ИРИ, выравнивание мощностей шумов в каналах приема и измерение мощности шума могут быть выполнены в виде единой процедуры, в том числе и при малом объеме выборки данных, что позволяет решить задачу обнаружения и оценивания числа ИРИ в усло-

виях априорной неопределенности параметров аддитивных шумов в каналах приема.

4. Предложенная методика расчета векторного порога позволила довести задачу разделения сигнального и шумового подпространств ВКМ до конечного решения, пригодного для использования в инженерных приложениях.

ЛИТЕРАТУРА

1. **Андерсон Т.** Введение в многомерный статистический анализ/Пер. с англ. Под ред. **Б. В. Гнеденко**. — М.: ГИФМЛ, 1963. — 500 с.
2. **Гирко В. Л.** Спектральная теория случайных матриц. — М.: Наука, 1988.
3. **Ермолаев В. Т.** Оценивание параметров минимального многочлена сигнальной корреляционной матрицы многоканальной адаптивной приемной системы//Изв. вузов. Радиофизика. — 1995. — Т. 38. — № 8. — С. 841—859.
4. **Ермолаев В. Т., Родюшкин К. В.** Функция распределения максимального собственного числа выборочной корреляционной матрицы собственного шума элементов антенной решетки//Изв. вузов. Радиофизика. — 1999. — Т. 42. — № 5. — С. 494—500.
5. **Ермолаев В. Т., Флакман А. Г., Анурий А. А.** Оценивание параметров сигналов, принимаемых антенной решеткой//Изв. вузов. Радиофизика. — 1996. — Т. 39.
6. **Мороз А. В., Есакова Н. Г.** Анализ собственных значений выборочной корреляционной матрицы процесса из двух комплексных экспонент и аддитивного белого гауссова шума//Радиотехника и электроника. — 1990. — Т. 35. — № 5. — С. 1014—1020.
7. **Патент № 2172962 РФ.** Способ многоканального обнаружения и оценивания числа пространственно-коррелированных источников излучения и устройство для его осуществления /**Г. А. Тарасов, И. В. Кабаков, А. Ю. Незванов**. — Заявлено 20.03.2000; Оpubл. 27.08.01, Бюл. № 24.
8. **Патент № 2204840 РФ.** Способ многоканального обнаружения и оценивания числа источников излучения с адаптивным выравниванием мощностей шумов в каналах /**Г. А. Тарасов, И. В. Кабаков, А. Ю. Незванов**. — Заявлено 03.04.2002; Оpubл. 20.05.2003, Бюл. № 14.
9. **Тихонов В. И.** Статистическая радиотехника. — М.: Радио и связь, 1982.
10. **Черемисин О. П.** К вопросу об алгоритме оценивания числа источников помех//Радиотехника и электроника. — 1992. — № 7. — С. 1236—1241.
11. **Lee H., Li F.**//IEEE Trans. Signal Processing. — 1994. — V. 42, № 9. — P. 2380.
12. **Reddi S. S.**//IEEE Trans. — 1979. — V. AES-15. № 1. — P. 95.
13. **Rissanen J.**//Ann. Stat. — 1983. — V. 11, № 2. — P. 416.
14. **Wax M., Kailath T.** Detection of Signals by Information Theoretic Criteria//IEEE Trans. Acoust., Speech., Signal Process. — April 1985. — Vol. ASSP-33. — P. 387—392.
15. **Wax M., Ziskind I.**//IEEE Trans. Acoust., Speech., Signal Processing. — 1989. — V. 37, № 10. — P. 1190.
16. **Wong K. M., Zhang Q., Reilly J. P., Yip P. C.**//IEEE Trans. Acoust., Speech., Signal Processing. — 1990. — V. 38, № 11. — P. 1959.

Получено 22.10.09